Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies

Spring 2024, Vol. 12, No. 45, PP. 175-211

The Asymmetric Effect of Global Indicators of Geopolitical Risk and Economic Uncertainty on the Oil Rent in Iran

Abolghasem Golkhandan*
Ph.D. Candidate in Economics
Sahebe Mohamadian Mansour
Assistant Professor, Department of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran

Received: 10/08/2023 **Accepted: 13/05/2024**

Abstract:

The main purpose of this research is to experimentally investigate the asymmetric effect of global indicators of Geopolitical Risk (GPR) and Economic Uncertainty (EU) on the oil rent in Iran using seasonal data of the period 1993:1-2021:1. For this purpose, the global GPR index provided by Caldara & Iacoviello (2018) which is based on newspaper coverage of geopolitical tensions and the global EU index provided by Ahir et al. (2018) which is based on the frequency of the word uncertainty (and its types) in the country reports of the Economist Intelligence Unit has been used. The variables of the oil production and the global index of real economic activity are also included in the model as control variables. The results of Sam et al.'s (2019) augmented bounds cointegration test confirm the existence of a strong asymmetric long-term equilibrium relationship between model variables. The results of the estimation of the model using Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) show that in the long and short term, the effect of positive GPR shocks on the share of oil rent in GDP is positive and significant, and this effect is negative and significant for negative GPR shocks. Also, the effect of positive GPR shocks on the share of oil rent in GDP is greater than the effect of negative GPR shocks (confirming the asymmetric effect of GPR). Regarding the global index of economic uncertainty, the estimation results show that positive EU shocks have a negative and significant effect in the long and short term, and negative EU shocks have a insignificant effect in the long term and a positive and significant effect in the short term on the share of oil rent in GDP (confirming the asymmetric effect of EU). Based on the other results, the increase in oil production and the global index of real economic activity have a positive and significant effect on the share of oil rent in GDP, according to theoretical expectations.

JEL Classification: C22, M2, Q4

Keywords: Geopolitical Risk, Economic Uncertainty, Oil Rent, Asymmetric, Non-linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL).

* Corresponding Author, Email: golkhandana@gmail.com

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

سال دوازدهم، شماره ۴۵، بهار ۱۴۰۳، صفحات ۲۱۱–۱۷۵

تأثیر نامتقارن شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک و نااطمینانی اقتصادی بر رانت نفت در ایران

ابوالقاسم گل‌خندان
دانش‌آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی (نویسنده مسئول)
golkhandana@gmail.com
صاحبه محمدیان منصور
استادیار، گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
Sahebemansour@pnu.ac.ir

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی تجربی تأثیر نامتقارن شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک (GPR) و نااطمینانی اقتصادی (EU) بر رانت نفت در ایران با بهره‌گیری از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۹۳:۱–۲۰۲۱:۱ است. به این منظور از شاخص جهانی GPR ارائه‌شده توسط کالدارا و یاکوویلو (۲۰۱۸) که مبتنی بر پوشش روزنامه‌ای تنش‌های ژئوپلیتیکی است و شاخص جهانی EU ارائه‌شده توسط اهیر و همکاران (۲۰۱۸) که مبتنی بر فراوانی واژه نااطمینانی (و انواع آن) در گزارش‌های کشوری واحد اطلاعات اکونومیست است، استفاده شده است. متغیرهای میزان تولید نفت و شاخص جهانی فعالیت واقعی اقتصادی نیز به‌عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل شده‌اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های تعمیم‌یافته سام و همکاران (۲۰۱۹)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن قوی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. نتایج برآورد مدل به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر شوک‌های مثبت GPR بر سهم رانت نفت از GDP، مثبت و معنادار و این اثرگذاری برای شوک‌های منفی GPR، منفی و معنادار است. همچنین، میزان اثرگذاری شوک‌های مثبت GPR بر سهم رانت نفت از GDP، بزرگ‌تر از میزان اثرگذاری شوک‌های منفی GPR است (تأیید اثر نامتقارن GPR). در مورد شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی نیز نتایج برآورد نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت EU، در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنادار و شوک‌های منفی EU، در بلندمدت اثر بی‌معنا و در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنادار بر سهم رانت نفت از GDP داشته است (تأیید اثر نامتقارن EU). بر اساس سایر نتایج، افزایش میزان تولید نفت و شاخص جهانی فعالیت واقعی اقتصادی مطابق انتظار تئوریکی اثر مثبت و معنادار بر سهم رانت نفت از GDP داشته‌اند.

طبقه‌بندی JEL: C22، H5، O53
واژگان کلیدی: ریسک ژئوپلیتیک، نااطمینانی اقتصادی، رانت نفت، عدم تقارن، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL).

* تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۹/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۲/۲۴

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

۱. مقدمه

تولید و قیمت نفت نقش مهمی در اقتصاد جهانی ایفا می‌کند و از این رو به دلایل متعددی در دهه‌های اخیر، یکی از موضوعات پرطرفدار در تحقیقات تجربی بوده است. کونادو و همکاران (Cunado et al., 2019: 692) چهار دلیل در این زمینه ارائه داده‌اند: اول، شوک‌های قیمت نفت به‌طور گسترده به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تبیین‌کننده بحران‌های اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند. به‌عنوان مثال، همیلتون (Hamilton, 1983) بیان می‌کند که پیش از رخ دادن ۱۰ مورد از ۱۱ رکود اقتصادی ایالات‌متحده پس از جنگ جهانی دوم، قیمت نفت افزایش یافته است. درعین‌حال، ادبیات موجود در این زمینه نشان می‌دهد که رابطه بین قیمت نفت و فعالیت اقتصادی در طول زمان تغییر کرده و به نظر می‌رسد از سال ۱۹۸۵ ضعیف‌تر شده است (Hooker, 1996; Hamilton, 2003). دوم، نفت همچنان سوخت پیشرو در جهان است و طبق بررسی آماری شرکت نفت و گاز بریتانیایی (BP: British Petroleum) از آمارهای انرژی جهانی در سال ۲۰۱۷، یک‌سوم مصرف جهانی انرژی را به خود اختصاص داده است. این موضوع، بازار نفت را به هدف سیاست‌های مختلف انرژی و تغییرات آب‌وهوایی تبدیل می‌کند. سوم، قیمت نفت مانند سایر کالاها، افزایش و کاهش زیادی را تجربه کرده که نوسان قیمت نفت را طی دهه‌های گذشته افزایش داده است (Silvennoinen & Thorp, 2013). علاوه بر این، موضوع مالی‌سازی (Financialization) بازار کالاها (Fattouh et al., 2013; Basak & Pavlova, 2016) این بحث را مطرح می‌کند که آیا قیمت کالاها همچنان تحت تأثیر عوامل عرضه و تقاضا هستند (Hamilton, 2009; Kilian, 2009) یا توسط سفته‌بازی فزاینده هدایت می‌شوند؟ چهارم، سرمایه‌گذاری در نفت می‌تواند به‌عنوان یک ابزار متنوع‌سازی و پوشش ریسک استفاده شود (Babalos et al., 2015)؛ اگرچه اثربخشی آن به‌عنوان این ابزار، طی دهه‌های گذشته تغییر کرده است.

نفت و عواید حاصل از بهره‌برداری از آن، همواره نقش مهمی در اقتصادهای صادرکننده نفت مانند ایران داشته است. در ایران بخش مهمی از درآمدهای دولت و حجم صادرات کالا را درآمدهای نفتی تشکیل می‌دهد. میزان این اهمیت با یک مقایسه ساده بین درآمدهای حاصل از

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

صادرات نفت و درآمدهای حاصل از صادرات غیرنفتی که آن نیز وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی دارد، مشخص و مشهود است (محمدیان و همکاران، ۱۴۰۰). بر این اساس شناسایی عوامل اثرگذار بر رانت نفت در اقتصاد ایران می‌تواند اطلاعات بسیار ارزشمندی را در اختیار سیاست‌گذاران اقتصادی به‌منظور بررسی نقش و تأثیر این عوامل قرار دهد. بدیهی است هر عاملی که بتواند قیمت نفت را در بازارهای جهانی دست‌خوش تغییر قرار دهد، رانت نفت در ایران را متأثر می‌کند.

به‌طورکلی عوامل مؤثر بر قیمت نفت را می‌توان به دو گروه عمده عوامل بنیادین و عوامل غیربنیادین تقسیم کرد. عرضه و تقاضا جزء عوامل بنیادین و ریسک‌ها و عدم قطعیت‌ها، عوامل روانی، سیاسی و ژئوپلیتیکی، فعالیت‌های بورسی و سفته‌بازی در بازارهای مالی نفت و ... که باعث تغییرات ناگهانی و فوری قیمت نفت می‌شوند، از جمله عوامل غیربنیادی هستند. بنابراین تغییر در هریک از عوامل با عبور از این دو مجرا به‌صورت شوک نفتی ظاهر می‌شود (تک‌روستا و همکاران، ۱۳۹۸).

ریسک ژئوپلیتیک (GPR) و نااطمینانی اقتصادی (EU) با تغییر در شرایط عرضه و تقاضای نفت، قیمت آن را از روند طبیعی خود منحرف می‌کنند و باعث ایجاد نوسانات در رانت منابع طبیعی می‌شوند (Dogan et al., 2021). GPR به تأثیر بالقوه‌ای اشاره دارد که رویدادهای سیاسی و اقتصادی و همچنین بلایای طبیعی می‌توانند بر بازارهای جهانی و روابط بین‌المللی داشته باشند. بر این اساس، GPR طیف وسیعی از عوامل از جمله ناآرامی‌های اجتماعی، درگیری‌های نظامی، تروریسم، اختلافات تجاری و کمیابی منابع طبیعی را در بر می‌گیرد (Su et al., 2019; Ding et al., 2023). EU را می‌توان نوعی ابهام و نامعلومی در سیاست‌های اقتصادی تعریف کرد که از آغاز قرن بیست و یکم تشدید شده است. رویدادهای اخیر، به‌عنوان مثال، بحران مالی، برگزیت، جنگ تجاری ایالات‌متحده و چین و بیماری همه‌گیر COVID-19 باعث افزایش EU در سراسر جهان شده است (Anser et al., 2021). قیمت نفت در بازارهای جهانی به دلیل ظهور مکرر رویدادهای GPR و نااطمینانی‌ها، دست‌خوش تغییر قرار گرفته است که می‌تواند رانت نفت را در

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

ایران متأثر کند. از طرفی میزان اثرپذیری قیمت نفت از شوک‌های مثبت و منفی GPR و EU می‌تواند غیریکسان و متفاوت باشد (Olanipekun & Alola, 2020) که این موضوع نیز بحث احتمال وجود اثرگذاری نامتقارن شوک‌های GPR و EU بر رانت نفت در ایران را پررنگ‌تر می‌کند.

بر اساس توضیحات فوق در پژوهش حاضر تلاش می‌شود تا تأثیر نامتقارن شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک (GPR) و نااطمینانی اقتصادی (EU) بر سهم رانت نفت از GDP در ایران با بهره‌گیری از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۳:۱-۲۰۲۱:۱ مورد بررسی و آزمون تجربی قرار گیرد. این مقاله در ۵ بخش اصلی تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم، ادبیات پژوهش شامل مبانی نظری (و معرفی شاخص‌های جهانی GPR و EU) و پیشینه پژوهش را ارائه می‌کند. بخش سوم، مدل، متغیرها و روش پژوهش را تشریح می‌کند. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل یافته‌های تجربی اختصاص دارد. درنهایت، در بخش پنجم نتیجه‌گیری و جمع‌بندی ارائه می‌گردد.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

ادبیات موجود در زمینه تأثیر GPR بر بازار نفت عمدتاً بر موضوع قیمت نفت و بازده آن و با نادیده گرفتن سایر ابعاد، مانند رانت منابع طبیعی متمرکز شده است. با این حال، GPR با اثرگذاری بر قیمت نفت، میزان رانت حاصل از آن را دست‌خوش تغییر قرار می‌دهد (Dogan et al., 2021). تأثیر GPR بر قیمت نفت (OP) را می‌توان از دو منظر تقاضا و عرضه مورد بررسی قرار داد (Su et al., 2019: 453).

از منظر تقاضا، مکانیسم اثرگذاری GPR بر OP از سه جنبه قابل بررسی است: نخست، نفت می‌تواند به‌عنوان محافظی (حصاری) در برابر ریسک‌های رویدادهای ژئوپلیتیکی استفاده شود (Kilian, 2009; Akaev et al., 2011; Toyoshima et al., 2013). GPR بالا، تقاضای نفت را برای اجتناب از ریسک‌های موجود افزایش می‌دهد که منجر به افزایش OP می‌شود. دوم، نفت

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

منبع اصلی انرژی برای جنگ است (Chai et al., 2011). جنگ یکی از عوامل اصلی افزایش GPR در جهان است. در جنگ جهانی دوم، مصرف نفت به بیش از ۳۰۰ میلیون تن رسید که ۳۸ درصد از کل مواد جنگی را تشکیل می‌داد. GPR بالا (به‌عنوان مثال در طول یک دوره جنگ) تقاضای نفت را به‌منظور ذخیره انرژی برای جنگ افزایش می‌دهد که منجر به افزایش OP می‌شود.

سوم، نفت را می‌توان به‌عنوان یک دارایی ریسکی در نظر گرفت و ریسک‌های بالا منجر به بازده بیشتر می‌شود (Nikkinen et al., 2014: 170). این مکانیسم را می‌توان از مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بین‌زمانی[1] (ICAPM) کیفارلی و پالادینو (Cifarelli & Paladino, 2010) دریافت. بر اساس این مدل، فرض کنید که دو گروه در بازار نفت وجود دارند: سرمایه‌گذاران منطقی که سود خود را بر اساس GPR به حداکثر می‌رسانند و «معامله‌گران بازخوردی»[2] که بازارها را بر اساس OP قبلی (دوره گذشته) دنبال می‌کنند. نسبت تقاضای نفت که توسط سرمایه‌گذاران منطقی و معامله‌گران بازخوردی نگه داشته می‌شود، به ترتیب عبارت است از روابط زیر:

$$O_t = \frac{E_{t-1}(OP_t) - OP^f}{\mu(GPR_t)} \quad \& \quad F_t = \gamma OP_{t-1} \tag{۱}$$

با توجه به این‌که بازار نفت تنها متشکل از این دو گروه است؛ حاصل‌جمع O_t و F_t برابر یک است و ICAPM می‌تواند به شکل معادله رابطه (۲) نوشته شود. از آنجا که ضریب متغیر GPR در این رابطه همواره مثبت است، ریسک ژئوپلیتیک اثر مثبت بر OP دارد (Su et al., 2019: 454).

$$\begin{aligned} E_{t-1}(OP_t) &= OP^f + \mu(GPR_t) - \mu\gamma(GPR_t)OP_{t-1} \\ &= OP^f + \mu(GPR_t)[1 - \gamma OP_{t-1}] \end{aligned} \tag{۲}$$

از منظر عرضه، تأثیر GPR بر OP بستگی به کشوری دارد که رویدادهای ژئوپلیتیکی در آن رخ می‌دهد. اگر این رویدادها در کشورهای غیرتولیدکننده نفت اتفاق بیفتد، تأثیر کمی بر OP از

1. Intertemporal Capital Asset Pricing Model (ICAPM)
2. Feedback Traders

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

طریق طرف عرضه خواهد داشت. اما اگر رویدادهای ژئوپلیتیکی در یک کشور تولیدکننده نفت اتفاق بیفتد، می‌تواند تأثیرات قابل‌توجهی بر میزان عرضه نفت داشته باشد (Kjärstad & Johnsson, 2009). به‌عنوان مثال، شروع جنگ عراق، سطح تولید نفت در عراق را کاهش داد و باعث ایجاد وقفه در عرضه نفت شد (Martina et al., 2011). کاهش عرضه نفت نیز منجر به افزایش OP می‌شود. در شکل (۱) مکانیسم و کانال‌های تعامل بین دو متغیر GPR و OP نشان داده شده است.

به‌طورکلی در زمینه اثرگذاری GPR بر قیمت نفت، دو حالت کلی را می‌توان متصور شد. از یک سو، ریسک ژئوپلیتیک با مصرف کم‌تر و همچنین تصمیمات سرمایه‌گذاری به تعویق افتاده به دلیل افزایش پس‌انداز احتیاطی همراه است (Bloom, 2009; Cheng & Chiu, 2018)؛ که این موضوع سبب می‌شود قیمت نفت به دلیل انقباض در سطح تولید در کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور تحت تأثیر ریسک‌های ژئوپلیتیکی کاهش یابد (Caldara & Iacoviello, 2018). درواقع، ریسک ژئوپلیتیک به دلیل کاهش سطح تقاضای نفت در اثر کاهش در فعالیت اقتصادی جهانی منجر به کاهش بازده و قیمت نفت می‌شود (Cunado et al., 2019). در این راستا سوییلگن و همکاران (Soybilgen et al., 2019) نشان داده‌اند که افزایش ۱۰ واحدی در شاخص GPR منجر به کاهش ۰/۲ تا ۰/۴ درصدی تولید ناخالص داخلی در اقتصادهای نوظهور می‌شود.

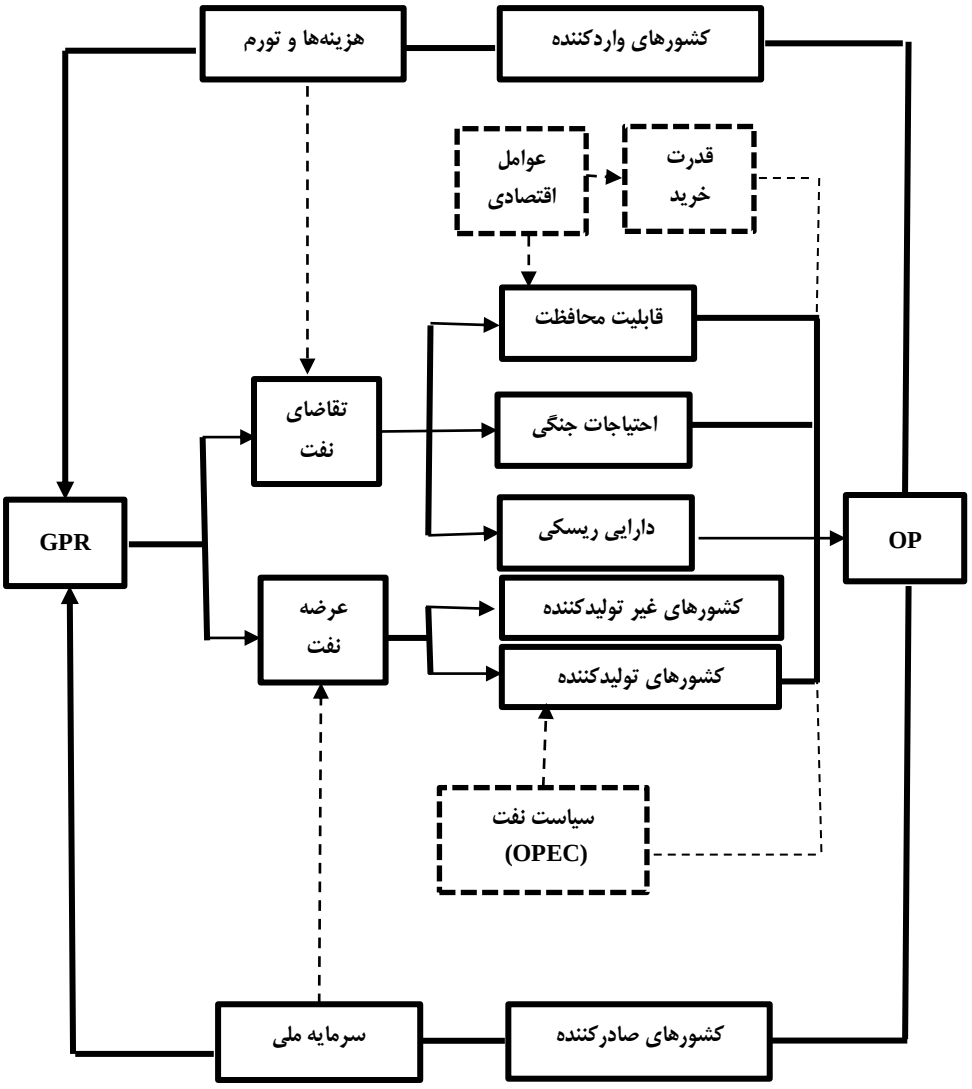
از سوی دیگر، GPR می‌تواند قیمت نفت را به دلیل افزایش تقاضا و یا کمبود عرضه، افزایش دهد. در صورت وقوع بحران‌ها و جنگ‌های بین‌المللی، بازار نفت به‌عنوان یک پناهگاه امن منجر به بازدهی مثبت می‌شود؛ این تأثیر مثبت ریسک ژئوپلیتیک بر قیمت نفت به دلیل افزایش تقاضا برای نفت به‌منظور اهداف پیشگیرانه، سوداگرانه و نظامی است (Omar et al., 2017). از طرفی کاهش تولید نفت ناشی از شوک‌های ریسک ژئوپلیتیک با کاهش عرضه نفت از سوی کشورهای صادرکننده نفت به افزایش قیمت نفت منجر می‌شود (Olanipekun and Alola, 2020).

البته شایان ذکر است که برخی از مطالعات در این زمینه معتقدند که رویدادهای ژئوپلیتیکی تأثیر ناچیز و یا بی‌معنا بر قیمت نفت و نوسانات آن دارند (Antonakakis et al., 2017; Jo¨ets et

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

(Monge et al., 2017) در این راستا منگ و همکاران (Monge et al., 2017) ویژگی‌های سری زمانی قیمت نفت را قبل و بعد از درگیری‌های مختلف نظامی و رویدادهای سیاسی بررسی می‌کنند و تفاوت‌های قابل توجه و مرتبطی را در قیمت نفت، قبل و بعد از درگیری‌های ژئوپلیتیکی مشاهده نمی‌کنند.



شکل (۱): مکانیسم تعامل بین GPR و OP؛ مأخذ: سو و همکاران (Su et al., 2019: 455)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

در زمینه نحوه اثرگذاری EU بر رانت منابع طبیعی نیز ادبیات مرتبط را می‌توان در دو گروه اصلی دسته‌بندی کرد. گروه اول استدلال می‌کنند که منابع طبیعی از جمله فلزات گران‌بها و نفت می‌توانند در هنگام نااطمینانی اقتصادی و سیاسی به مانند GPR، به‌عنوان یک محافظ (پناه‌گاه) عمل کنند (Lescaroux, 2009; Balcilar et al., 2016; Yang, 2019). مطالعات این گروه ارتباط مثبتی بین نااطمینانی اقتصادی و رانت و بازده منابع طبیعی گزارش می‌کنند (Dogan et al., 2021).

گروه دوم از ادبیات مطروحه در این زمینه بر تأثیر نااطمینانی اقتصادی از کانال فعالیت کلی اقتصادی بر رانت منابع طبیعی متمرکزند (Baker et al., 2016; Dakhlaoui & Aloui, 2016; Liu & Zhang, 2020). یافته‌های این مطالعات بر پیامدهای غیرمستقیم EU به دلیل تغییر در سطح فعالیت کلی اقتصادی بر رانت منابع طبیعی تأکید دارند؛ زیرا عملکرد اقتصادی نقش مهمی در انباشت رانت دارد. افزایش نااطمینانی سیاست اقتصادی در کشورهای نوظهور و واردکننده منابع طبیعی بر اجزای اقتصاد (سرمایه‌گذاری، اشتغال، رشد)، تأثیر منفی می‌گذارد و با کاهش تقاضا، قیمت منابع را کاهش می‌دهد (Salem et al., 2022). البته EU می‌تواند مانع از سرمایه‌گذاری در انرژی‌های تجدیدپذیر و تحقیق و توسعه شود که مانعی برای کاهش تقاضای انرژی‌های تجدیدپذیر است (Anser et al., 2021). علاوه بر این، از آنجا که نفت علاوه بر جنبه فیزیکی، جنبه دارایی نیز دارد، ممکن است با افزایش نااطمینانی اقتصادی در کشورهای صادرکننده نفت، امکان محدود شدن عرضه نفت در آینده و همچنین افزایش تقاضای احتیاطی و سفته‌بازی نفت، قیمت نفت را افزایش دهد.

۲-۲. مطالعات تجربی

همان‌طور که دوگان و همکاران (Dogan et al., 2021) بیان می‌کنند، علی‌رغم آن‌که در سال‌های اخیر مطالعات تجربی متعددی در زمینه تأثیر GPR و EU بر بازار نفت و سایر بازارهای مالی از بعد قیمت و بازده انجام شده، مطالعات تجربی در زمینه اثرگذاری GPR و EU بر رانت منابع طبیعی بسیار محدود است و نیاز به انجام پژوهش‌های بیشتر در این زمینه حس می‌شود. بررسی مطالعات

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

تجربی نیز نشان می‌دهد که در زمینه موضوع تحقیق، مطالعه داخلی خاصی انجام نشده است و اهم مطالعات نزدیک به موضوع تحقیق در زمینه شناسایی عوامل مؤثر بر قیمت نفت خام و نحوه وابستگی بازار نفت با سایر بازارهای مالی است. با توجه به این نکات، در ادامه اهم مطالعات تجربی در زمینه موضوع تحقیق و یا مرتبط با آن ارائه می‌شود.

سو و همکاران (Su et al., 2019) در مطالعه‌ای تحت عنوان «آیا نفت سیاسی است؟ از منظر ریسک ژئوپلیتیک» به بررسی ویژگی سیاسی نفت از دید ریسک ژئوپلیتیک (GPR) پرداخته‌اند. در این مطالعه رابطه بین GPR و قیمت نفت (OP) با استفاده از آزمون رابطه علی گرنجری بوت‌استراپ پنجره غلتان[1] در یک نمونه کامل و نمونه‌های فرعی بررسی شده است. نتایج آزمون علیت گرنجری در نمونه کامل، وجود رابطه علی بین GPR و OP را تأیید نمی‌کند. در مقابل، نتایج آزمون علی گرنجری در نمونه‌های فرعی نشان می‌دهد که افزایش GPR، به دلیل کمبود عرضه نفت در هنگام درگیری‌ها و جنگ‌ها به‌ویژه در کشورهای تولیدکننده نفت، OP را افزایش می‌دهد؛ اما کاهش GPR نمی‌تواند منجر به کاهش فوری OP شود. بر اساس یافته‌های این تحقیق می‌توان نتیجه گرفت که نفت دارای ویژگی سیاسی است.

کونادو و همکاران (Cunado et al., 2019) تأثیر پویای ریسک‌های ژئوپلیتیکی (GPRs) را بر بازده واقعی نفت طی دوره فوریه ۱۹۷۴ تا آگوست ۲۰۱۷، با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری با پارامترهای متغیر در زمان[2] (TVP-SVAR) تحلیل کرده‌اند. علاوه بر این دو متغیر، مدل شامل رشد تولید جهانی نفت، فعالیت‌های اقتصادی جهانی (برای جذب تقاضای نفت) و بازده سهام جهانی نیز است. نتایج نشان می‌دهد که GPRs (بر اساس فهرستی از مقالات روزنامه‌ای که تنش‌های ژئوپلیتیکی را پوشش می‌دهند)، به‌طورکلی، تأثیر منفی قابل‌توجهی بر بازده نفت دارد که در درجه اول می‌تواند به دلیل کاهش تقاضای نفت که توسط فعالیت‌های اقتصادی جهانی جذب شده است، باشد. بر اساس دیگر نتایج، GPRهای ناشی از تنش‌های

1. Rolling-Window Bootstrap Granger Causality Test
2. Time-Varying Parameter Structural Vector AutoRegressive (TVP-SVAR)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

ژئوپلیتیکی در خاورمیانه که با شوک‌های عرضه نفت مرتبط هستند، قیمت نفت را افزایش می‌دهند.

اولانیپکان و آلولا (Olanipekun & Alola, 2020) در مطالعه‌ای تأثیر نامتقارن شاخص تاریخی ریسک ژئوپلیتیک جهانی، قیمت نفت، هزینه خسارت ناشی از تولید نفت و کل رانت منابع طبیعی را بر سطح تولید نفت در منطقه خلیج فارس طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این مطالعه با استفاده از روش ARDL غیرخطی[1] (NARDL) نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت ریسک ژئوپلیتیکی و هزینه خسارت نفت از نظر آماری تأثیرات منفی معنادار و پویا بر تولید نفت در کوتاه‌مدت دارند. اما شوک منفی قیمت نفت خام در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب تأثیر آماری مثبت (و معنادار) و منفی (و معنادار) بر تولید نفت خام دارد. همچنین، شوک‌های مثبت و منفی سهم رانت نفت از GDP، در بلندمدت به ترتیب تأثیر مثبت و منفی قابل‌توجهی بر تولید نفت دارد؛ که تأثیر شوک‌های منفی تا حدودی از نظر اندازه، بزرگ‌تر است.

دوگان و همکاران (Dogan et al., 2021) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات ریسک ژئوپلیتیکی و نااطمینانی سیاست اقتصادی بر رانت منابع طبیعی در گروهی از کشورهای درحال‌توسعه طی سال‌های ۲۰۱۸-۱۹۸۵ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه با به‌کارگیری روش رگرسیون کوانتایل نشان می‌دهد که GPR تأثیر منفی بر رانت منابع طبیعی برای همه چندک‌ها دارد؛ درحالی‌که رشد اقتصادی، رانت منابع طبیعی را در چندک‌های متوسط و بالا افزایش می‌دهد. در مقابل، تأثیر نااطمینانی سیاست اقتصادی بر رانت منابع در چندک‌ها متفاوت است. نااطمینانی باعث افزایش رانت منابع طبیعی در چندک‌های پایین و کاهش رانت در چندک‌های بالا می‌شود. بنابراین، نتایج رگرسیون چندکی تأثیرات ناهمگن تعیین‌کننده‌های اصلی انتخاب‌شده رانت منابع طبیعی را نشان می‌دهد.

1. Non-linear ARDL (NARDL)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

سالم و همکاران (Salem et al., 2022) تعیین‌کنندگان قیمت نفت خام را طی دوره زمانی ۲۰۲۱-۲۰۰۳ و با استفاده از داده‌های روزانه و دو روش ARDL خطی و غیرخطی (NARDL) مورد بررسی تجربی قرار دادند. به این منظور متغیرهای متداول در ادبیات موضوع یعنی: قیمت طلا، نرخ مبادله دلار، قیمت‌های آتی، سبد اوپک، تعداد موارد جدید COVID-19 در روز و شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی مورد آزمایش قرار گرفتند. نتایج مدل متقارن در بلندمدت حاکی از تأثیر منفی و معنادار نرخ مبادله دلار، تأثیر مثبت قیمت‌های آتی و تأثیر بی‌معنای سایر متغیرها بر قیمت نفت خام است. نتایج برآورد مدل نامتقارن نیز نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت نرخ مبادله دلار و قیمت‌های آتی، تأثیر مثبت و معنادار و شوک‌های منفی قیمت‌های آتی و COVID-19 تأثیر منفی و معنادار بر قیمت نفت خام در بلندمدت داشته‌اند و تأثیر شوک‌های سایر متغیرها بی‌معناست.

پان و همکاران (Pan et al., 2023) با توجه به این موضوع که رانت منابع طبیعی نیز می‌تواند اثرات بازخوردی بر GPR داشته باشد، تأثیر منابع طبیعی (به تفکیک) و رشد تولید ناخالص داخلی را بر GPR کشور روسیه با استفاده از داده‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۲۱ تجزیه‌وتحلیل کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از برآرودگر ARDL نشان داد که تولید ناخالص داخلی و رانت جنگل، GPR را افزایش می‌دهند. در مقابل، رانت نفت، رانت زغال‌سنگ و رانت معدنی اثر کاهشی بر GPR دارند.

ژنگ و همکاران (Zheng et al., 2023) تأثیر GPR را بر نوسان قیمت‌های آتی فرآورده‌های منابع طبیعی در چین بررسی کرده‌اند. به این منظور از شاخص GPR، زیرشاخص تهدید ژئوپلیتیک (GPT) و زیرشاخص اقدام ژئوپلیتیک (GPA) که توسط کالدارا و یاکوویلو (۲۰۱۸) برای اندازه‌گیری ریسک ژئوپلیتیکی توسعه یافته است و مدل‌های GARCH و CGARCH که با کمک روش فیلتر کالمن و مدل TVP-VAR-SV ساخته شده‌اند، استفاده شده است. نتایج مدل GARCH نشان می‌دهد که ریسک ژئوپلیتیکی به‌طور قابل‌توجهی نوسان قیمت آتی زغال‌سنگ، سنگ آهن و نفت خام را افزایش و نوسان قیمت آتی طلا را کاهش می‌دهد. برآوردهای مدل

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

TVP-VAR-SV نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه‌مدت شوک‌های GPR بر نوسانات قیمت‌های آتی هر یک از فرآورده‌ها، بزرگ و ماندگار است و پاسخ نوسانات آتی فرآورده‌ها به همان میزان شوک‌های ریسک ژئوپلیتیکی (هنگامی‌که رویدادهای ژئوپلیتیکی مهمی مانند حمله تروریستی پاریس، تشدید تنش آمریکا/ایران، حمله موشکی سوریه و جنگ روسیه و اوکراین رخ می‌دهند)، بیشتر و طولانی‌تر می‌شوند.

آلوی و همکاران (Aloui et al., 2023) تأثیر بالقوه GPR را بر منابع طبیعی مختلف مانند نفت، زغال‌سنگ، مس و روی از ژانویه ۲۰۰۵ تا سپتامبر ۲۰۲۲ با استفاده از روش برآورد TVP-SVAR تجزیه‌وتحلیل کرده‌اند. نتایج تجربی نشان‌دهنده تأثیر قابل‌توجهی از درگیری روسیه و اوکراین بر بازارهای انرژی است. علاوه بر این، یافته‌ها نشان می‌دهد که قیمت‌های فلزات از نظر نوسانات تصادفی در مقایسه با قیمت‌های گاز طبیعی و نفت رفتار پایدارتری از خود نشان می‌دهند. علاوه بر این، منحنی‌های واکنش قیمت نفت و گاز طبیعی به شوک‌های GPR نشان‌دهنده یک روند نزولی است که نشان‌دهنده رابطه خطی منفی بین شاخص GPR و بازار انرژی است. در مقابل، قیمت مس و روی رابطه غیرخطی و منفی با شاخص GPR نشان می‌دهند.

ژائو و همکاران (Zhao et al., 2023) در مطالعه‌ای به بررسی اثرات GPR بر تقاضای انرژی تجدیدپذیر در ۲۰ کشور عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) از سال ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۹ پرداخته‌اند. در این مطالعه از یک تابع تقاضای انرژی تجدیدپذیر شامل متغیرهای کنترل انتشار دی اکسید کربن (CO_2)، جهانی‌شدن اقتصاد، رانت منابع طبیعی و درآمد سرانه و برآوردگر گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی[1] (SGMM) استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که GPR تقاضا برای انرژی‌های تجدیدپذیر را کاهش می‌دهد و سیاست‌های کاهش تغییرات آب‌وهوایی را تهدید می‌کند.

1. System Generalized Method of Moments (SGMM)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

اودو-آموگو و همکاران (Ewodo-Amougou et al., 2023) در مطالعه‌ای تأثیر متقارن و نامتقارن تولید نفت خام را بر رانت نفت در کامرون و با در نظر گرفتن قیمت نفت خام، شاخص توسعه انسانی و فساد و همچنین پیوندهای علّی بین متغیرها طی دوره ۱۹۷۷-۲۰۱۹ بررسی کرده‌اند. به این منظور از دو برآوردگر ARDL خطی و غیرخطی و آزمون علیت تودا-یاماموتو استفاده شده است. نتایج اصلی این تحقیق وجود نفرین منابع نفتی در کامرون را تأیید می‌کند که در بلندمدت با تأثیر منفی و معنادار تولید نفت خام بر رانت نفت در مدل خطی و تأثیر منفی و معنادار شوک‌های مثبت تولید خام بر رانت نفت در مدل غیرخطی به‌دست آمده است. علاوه بر این، در بلندمدت بین رانت حاصل از فروش نفت و تولید خام یک رابطه علیت دوطرفه وجود دارد.

فهیمی‌دوآب و همکاران (۱۳۹۳) به بررسی نحوه تعیین قیمت نفت خام میان دو سازمان OPEC و OECD با استفاده از مدل تئوری بازی‌ها و روش جوهانسون- جوسیلیوس پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد سازمان OPEC با میزان عرضه نفت خام و سازمان OECD با ذخایر نفتی تحت کنترل بر قیمت نفت خام مؤثر هستند. حساسیت قیمت نفت خام نسبت به عرضه OPEC بیشتر از ذخایر تحت کنترل OECD است، بنابراین سازمان OPEC می‌تواند از آن به‌عنوان ابزاری جهت افزایش قدرت چانه‌زنی استفاده کند. سایر متغیرهای مؤثر بر قیمت نفت خام که در این مقاله مورد بررسی قرار گرفته رشد اقتصاد جهانی و نرخ ارز مؤثر حقیقی آمریکا است که نتیجه می‌شود رشد اقتصاد جهانی اثری مستقیم و نرخ دلار حقیقی اثری معکوس بر قیمت نفت خام می‌گذارد.

تک‌روستا و همکاران (۱۳۹۸) در پژوهشی با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۱۹۹۴:۱ الی ۲۰۱۶:۴ به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت نفت با تأکید بر ریسک سیاسی کشورهای اوپک پرداخته‌اند. در این پژوهش از روش مدل SVAR برای استفاده و شوک‌های نفتی به شوک‌های ریسک سیاسی، عرضه نفت و تقاضای جهانی برای کالاهای صنعتی تقسیم‌بندی شده است. نتایج نشان می‌دهد که تأثیر این شوک‌ها بر قیمت نفت هم از جهت عمر و دوام شوک‌ها و هم از حیث جهت تأثیرگذاری این شوک‌ها بر قیمت نفت متفاوت است. همچنین تأثیرپذیری قیمت نفت از

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

منشأهای گوناگون شوک‌ها، در طی زمان به دلیل تغییرات ساختاری قابل توجه در بازار جهانی نفت تغییر کرده است.

شمس‌الاحرار فرد و همکاران (۱۳۹۹) نقش عامل‌های توسعه مالی در چگونگی اثرگذاری قیمت نفت بر روی رانت نفت و رانت گاز در ایران را با استفاده از داده‌ها فصلی ۱:۱۹۷۰-۴:۲۰۱۶ بررسی کرده‌اند. به این منظور، در مرحله اول برای برآورد اثر قیمت نفت بر روی رانت حاصل از نفت و گاز، روش ARDL غلتان به کار رفته و پس از آن در مرحله بعد، اثر شاخص چندبعدی توسعه مالی، بر روی ضریب قیمت نفت در دو معادله رانت نفت و گاز، به‌دست آمده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که شاخص چند عدی توسعه مالی، دارای اثری مثبت بر نحوه اثرگذاری قیمت نفت در معادله رانت نفت و رانت گاز است؛ بدین مفهوم که افزایش شاخص چندبعدی مالی در ایران، موجب تقویت اثرگذاری قیمت نفت بر رانت نفت و رانت گاز می‌شود.

جمالی و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر بیانیه‌های اجلاس اوپک (افزایش، کاهش و ثبات سطح تولید) بر درآمدهای صادراتی نفت ایران پرداخته‌اند. به این منظور از داده‌های ماهانه‌ی دوره‌ی ۲۰۱۸-۱۹۸۶ (در قالب سه کوانتیل: قیمت نفت خام بر اساس متوسط تگزاس غربی، کمتر از ۴۰ دلار (Q-reg1)، بین ۴۰ تا ۷۰ دلار (Q-reg2) و بیش از ۷۰ دلار (Q-reg3) و مدل SVAR در قالب روش کوانتایل استفاده شده است. نتایج برآورد توابع واکنش آنی[1] (IRF) در کوانتیل‌های یادشده نشان می‌دهد که با افزایش قیمت نفت از بازه‌ی کمتر از ۴۰ دلار به بازه بین ۴۰ تا ۷۰ دلار و سپس بازه بیش از ۷۰ دلار، تأثیرپذیری درآمدهای صادراتی نفت ایران از قیمت نفت خام کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، در کوانتیل‌های قیمت نفت خام کمتر از ۴۰ دلار، بین ۴۰ تا ۷۰ دلار و بیش از ۷۰ دلار، ابتدا شوک ناشی از بیانیه کاهش، سپس شوک ناشی از بیانیه افزایش و درنهایت، شوک ناشی از بیانیه ثبات سطح تولید اوپک بر درآمدهای صادراتی نفت ایران اثرگذار می‌باشند.

1. Impulse Response Function (IRF)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

سالک و همکاران (۱۴۰۱) تأثیر عوامل بنیادی بازار (عرضه و تقاضای نفت خام) را بر تغییرات قیمت جهانی نفت مورد بررسی قرار داده‌اند و با استفاده از سیستم معادلات هم‌زمان به محاسبه کشش‌های عرضه و تقاضا نسبت به قیمت جهانی نفت خام، شاخص دلار آمریکا، قیمت گاز طبیعی، تنش‌های نظامی و امنیتی در جهان، میزان ذخایر کشورهای OECD، توان عملیاتی پالایشگاه‌های جهان و تولید ناخالص داخلی جهان پرداخته و الگوی پیشنهادی مربوط به پیش‌بینی قیمت جهانی نفت برآورد شده است. بر اساس نتایج تجربی و کشش‌های محاسبه‌شده در بین متغیرهای مورد بررسی بیشترین تأثیر را تولید ناخالص داخلی جهان با کشش تقاضای ۰/۶۰۳۹ و کمترین تأثیر را تنش‌های نظامی و امنیتی جهان با کشش تقاضای ۰/۰۱۱۰- داشته است.

۳. مدل و روش تحقیق

۳-۱. معرفی مدل و داده‌ها

در یک مدل ساده با فرض ثبات هزینه‌های استخراج و اکتشاف نفت، می‌توان رانت نفت (Rent) در زمان t را بر اساس تعریف آن به‌صورت تابعی از قیمت (OILP) و تولید (OILQ) نفت در زمان t در نظر گرفت:

$$\mathrm{Rent_t} = \mathrm{f}(\mathrm{OilP_t}, \mathrm{OilQ_t}) \qquad (۳)$$

همان‌طور که پیش از این نیز گفته شد قیمت نفت خام تحت تأثیر عوامل بنیادین و غیر بنیادین مختلفی در بازارهای جهانی است؛ اما در این مطالعه با توجه به اهداف آن، معناداری ضرایب برآوردی متغیرها، رضایت‌بخش بودن آزمون‌های تشخیصی مدل و اصل قلت پارامترهای توضیحی، قیمت نفت خام تابعی از شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک (GPR)، نااطمینانی اقتصادی (EU) و فعالیت واقعی اقتصادی (REA) و به‌صورت رابطه $\mathrm{OilP_t} = \mathrm{f}(\mathrm{GPR_t}, \mathrm{EU_t}, \mathrm{REA_t})$ در نظر گرفته شده است. بنابراین رابطه (۳) را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\mathrm{Rent_t} = \mathrm{f}(\mathrm{GPR_t}, \mathrm{EU_t}, \mathrm{REA_t}, \mathrm{OilQ_t}) \qquad (۴)$$

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

در نهایت با تفکیک شوک‌های مثبت و منفی GPR و EU و استفاده از یک مدل رگرسیونی نیمه لگاریتمی داریم:

$$\mathrm{LnRent_t} = \beta_0 + \beta_1^{+}\mathrm{LnGPR_t^{+}} + \beta_1^{-}\mathrm{LnGPR_t^{-}} + \beta_2^{+}\mathrm{LnEU_t^{+}} + \beta_2^{-}\mathrm{LnEU_t^{-}} + \beta_3\mathrm{REA_t} + \beta_4\mathrm{LnOilQ_t} + \epsilon_t \quad (۵)$$

در رابطه فوق، متغیرها به‌صورت زیر تعریف شده‌اند:

Ln: لگاریتم طبیعی؛

$\mathrm{LnRent_t}$: لگاریتم طبیعی سهم رانت نفت از GDP (بر حسب درصد)؛ منبع داده‌های این متغیر شاخص‌های توسعه جهانی[1] (WDI) است.

$\mathrm{GPR_t}$: شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک؛ کالدارا و یاکوویلو (Caldara & Iacoviello, 2018) معیار جدیدی از رویدادهای نامطلوب ژئوپلیتیکی را بر اساس فهرستی از مقالات روزنامه‌ای که تنش‌های ژئوپلیتیکی را پوشش می‌دهند، ساخته‌اند. این شاخص منعکس‌کننده نتایج جستجوی خودکار متن از آرشیوهای الکترونیکی ۱۱ روزنامه انگلیسی‌زبان اصلی (مهم و بانفوذ) است: بوستون گلوب، شیکاگو تریبون، دیلی‌تلگراف، فایننشال تایمز، گلوب اند میل، گاردین، لس‌آنجلس تایمز، نیویورک تایمز، تایمز، وال‌استریت ژورنال و واشنگتن پست. کالدارا و یاکوویلو با شمارش ماهیانه تعداد مقالات مربوط به رویدادهای نامطلوب ژئوپلیتیکی در هر روزنامه از سال ۱۹۸۵ (به‌عنوان سهمی از تعداد کل مقالات خبری) شاخص معیار GPR را محاسبه می‌کنند.[2] این شاخص در دهه ۲۰۰۹-۲۰۰۰ به مقدار متوسط ۱۰۰ نرمال می‌شود؛ به‌عنوان مثال، عدد ۲۰۰ برای یک ماه مشخص نشان می‌دهد که اشاره روزنامه‌ها به افزایش ریسک ژئوپلیتیکی

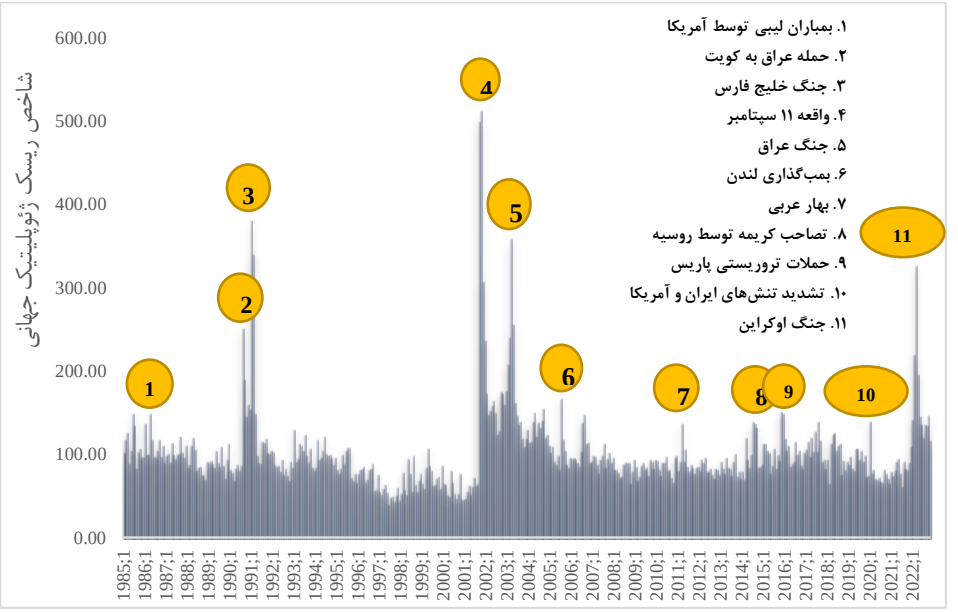
1. World Development Index (WDI)

۲. این محققان با بهره‌گیری از روشی مشابه، شاخص تاریخی GPR (GPRH: GPR Historical Index) را نیز ایجاد می‌کنند. این شاخص از سال ۱۹۰۰ شروع و محققان در ساخت آن پوشش روزنامه‌ها را تنها به سه روزنامه‌ای که دسترسی الکترونیکی به همه مقالات از سال ۱۹۰۰ برای آن‌ها وجود دارد، محدود می‌کنند؛ یعنی سه روزنامه: نیویورک تایمز، شیکاگو تریبون و واشنگتن پست.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

در آن ماه دو برابر بیشتر از دهه ۲۰۰۰ بوده است (Caldara & Iacoviello, 2018: 7). شکل (۲) شاخص GPR جهانی را نشان می‌دهد.[۱] داده‌های این متغیر از وب‌سایت کالدارا و یاکوویلو (Caldara & Iacoviello, 2018) استخراج شده است.[۲]



شکل (۲): شاخص GPR جهانی

مأخذ: کالدارا و یاکوویلو (Caldara & Iacoviello, 2018)

$LnGPR_t^+$: شوک‌های مثبت شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک که با توجه به تعریف گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) به‌صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) لگاریتم GPR محاسبه می‌شود:

۱. مجموعه داده‌ها علاوه بر GPR جهانی، شامل شاخص‌های GPR خاص هر کشور نیز هست که تنها برای اقتصادهای پیشرفته و نوظهور ساخته شده است.

2. https://www.matteoiacoviello.com/gpr.htm

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

$$LnGPR_t^+ = \sum_{t=1993:1}^{t} \Delta LnGPR_t^+ = \max[\Delta LnGPR_t, 0] \quad (۶)$$

$LnGPR_t^-$: شوک‌های منفی شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک که با توجه به تعریف گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) به‌صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) لگاریتم GPR محاسبه می‌شود:

$$LnGPR_t^- = \sum_{t=1993:1}^{t} \Delta LnGPR_t^- = \min[\Delta LnGPR_t, 0] \quad (۷)$$

EU_t: شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی؛ اهیر و همکاران (Ahir et al, 2018) شاخص نااطمینانی را به‌صورت فصلی برای مجموعه‌ای متشکل از ۱۴۳ کشور جهان با جمعیت حداقل ۲ میلیون نفر ساخته‌اند. این محققان شاخص نااطمینانی اقتصادی را با استفاده از تعداد فراوانی (تکرار) واژه «نااطمینانی» (و انواع آن شامل: uncertain، uncertainty و uncertainties) در گزارش‌های کشوری واحد اطلاعات اکونومیست[1] (EIU) می‌سازند. به‌طور خلاصه، این گزارش‌ها روندهای اصلی اقتصادی، مالی و سیاسی یک کشور را بررسی و مورد بحث قرار می‌دهند. برای این‌که EU در بین کشورها قابل مقایسه باشد، شمارش خام بر اساس تعداد کل کلمات در هر گزارش مقیاس‌بندی می‌شود. در این بررسی شاخص EU به‌طور مستقل و مختص هر کشور و همچنین به‌صورت جهانی ساخته می‌شود. اهیر و همکاران (Ahir et al, 2018) برای محاسبه شاخص نااطمینانی در سطح جهانی، از GDP جهان بر حسب دلار آمریکا به‌عنوان وزن استفاده می‌کنند که به‌صورت میانگین متحرک متمرکز ۵ساله محاسبه می‌شود. شکل (۳) شاخص EU جهانی را نشان می‌دهد. داده‌های این متغیر از وب‌سایت شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی استخراج شده است.[2]

$LnEU_t^+$: شوک‌های مثبت شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی که با توجه به تعریف گرنجر و یون (Granger & Yoon, 2002) به‌صورت مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) لگاریتم EU محاسبه می‌شود:

1. Economist Intelligence Unit (EIU)
2. https://www.policyuncertainty.com/.

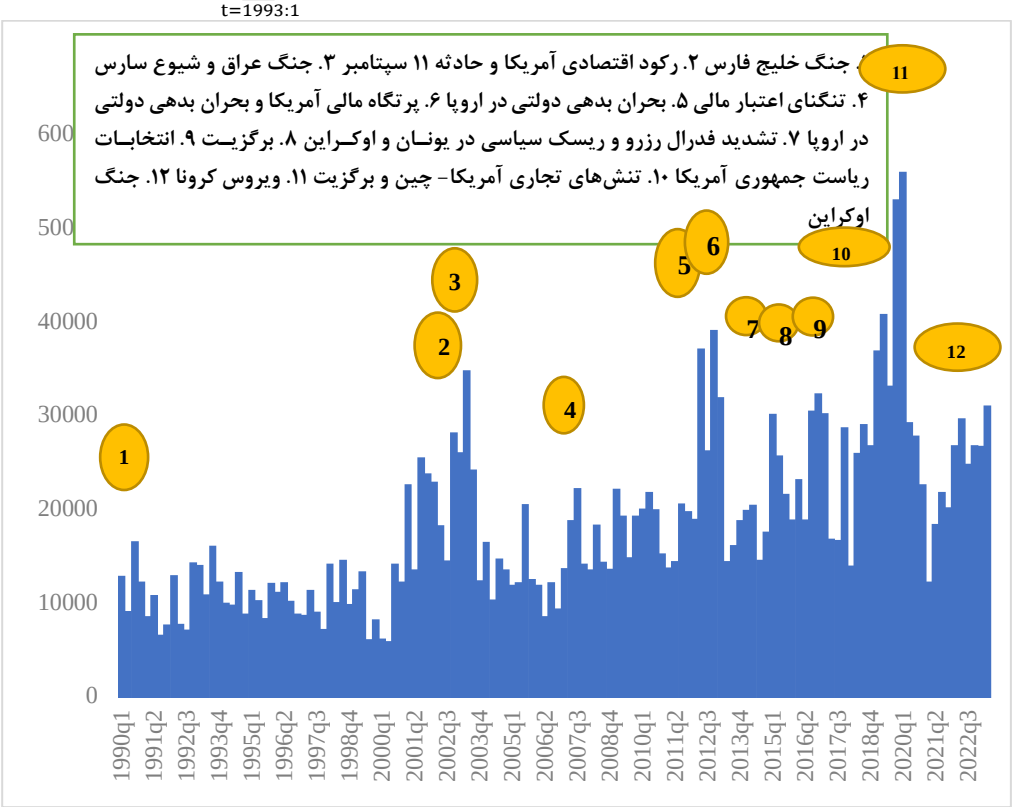
[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

$$LnEU_t^+ = \sum_{t=1993:1}^{t} \Delta LnEU_t^+ = \max[\Delta LnEU_t, 0] \quad (۸)$$

$LnEU_t^-$: شوک‌های منفی شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی که با توجه به تعریف گرنجر و یون (۲۰۰۲) به‌صورت مجموع تجمعی منفی (اجزاء منفی) لگاریتم EU تعریف و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$LnEU_t^- = \sum_{t=1993:1}^{t} \Delta LnEU_t^- = \min[\Delta LnEU_t, 0] \quad (۹)$$



شکل (۳): شاخص EU جهانی

*شاخص EU با شمارش درصد کلمه نااطمینانی و انواع آن در گزارش‌های کشوری واحد اطلاعات اکونومیست (EIU) محاسبه می‌گردد. این شاخص در نمودار فوق با ضرب در عدد ۱۰۰۰۰۰۰ و تغییر مقیاس نشان داده شده است.

مأخذ: اهیر و همکاران (Ahir et al, 2018)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

REA_t: شاخص فعالیت حقیقی اقتصاد جهانی؛ این شاخص توسط کیلیان (Kilian, 2009) ارائه شده است و برای نشان دادن تغییرات تقاضای جهانی کالاهای صنعتی استفاده می‌شود. کیلیان و ژو (Kilian & Zhou, 2018) با مقایسه روش‌های مختلف اندازه‌گیری فعالیت اقتصادی جهانی نشان دادند این شاخص نسبت به شاخص‌های سنتی تولید ناخالص داخلی واقعی و تولید صنعتی جهانی مناسب‌تر است.[۱] داده‌های این متغیر از وب‌سایت کیلیان (Kilian, 2009) استخراج شده است.[۲]

$LnOilQ_t$: لگاریتم طبیعی تولید نفت (بر حسب هزار بشکه در روز)؛ منبع داده‌های این متغیر وب‌سایت بانک مرکزی ج.ا.ا است.[۳]

با توجه به امکان دسترسی به داده‌های آماری، در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی فصلی دوره ۱۹۹۳:۱-۲۰۲۱:۱ استفاده شده است. شایان ذکر است که چون تواتر ارائه داده‌های رانت نفت به‌صورت سالیانه بوده است، با استفاده از نرم‌افزار Eviews این داده‌ها به داده‌های فصلی تبدیل شده‌اند. همچنین، به دلیل تواتر ماهیانه شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک و فعالیت حقیقی اقتصاد جهانی، با میانگین‌گیری حسابی سه ماهه، داده‌های این متغیرها به‌صورت فصلی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. دلیل به‌کارگیری شاخص فعالیت حقیقی اقتصاد جهانی به‌صورت غیرلگاریتمی در مدل نیز، وجود داده‌های نامثبت در این متغیر است. در جدول (۱) خلاصه‌ای آماری از متغیرهای اصلی تحقیق، در جدول (۲) ضریب همبستگی بین متغیرهای اصلی تحقیق و در شکل (۴) نیز شوک‌های افزایشی و کاهشی شاخص‌های جهانی LnGPR و LnEU ارائه شده است.

۱. به‌منظور آشنایی با این شاخص به مطالعه دادگر و همکاران (۱۴۰۱) مراجعه شود.

2. https://knoema.com/wyhljsd/kilian-index-of-global-economic-activity

3. https://tsd.cbi.ir/Display/Content.aspx

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

جدول (۱): خلاصه آماری متغیرهای اصلی تحقیق

	متغیر		
آماره	LnRent	LnGPR	LnEU
میانگین	۳/۱۶۴	۴/۵۱۹	۹/۶۹۳
میانه	۳/۱۸۶	۴/۴۸۸	۹/۶۰۹
ماکسیمم	۳/۵۸۵	۵/۸۶۳	۱۰/۹۲۷
مینیمم	۲/۵۶۹	۳/۸۳۶	۸/۶۲۵
انحراف استاندار	۰/۲۶۳	۰/۳۱۷	۰/۴۷۳
چولگی	-۰/۶۳۲	۱/۰۶۵	۰/۱۶۶
کشیدگی	۲/۸۸۸	۶/۰۷۹	۲/۷۰۶
جارک-برا	۷/۵۷۴	۶۶/۰۲۴	۰/۹۲۵
احتمال	۰/۰۲۲	۰/۰۰۰	۰/۶۲۹
تعداد مشاهدات	۱۱۳	۱۱۳	۱۱۳

*آماره جارک-برا وضعیت نرمال بودن را بررسی می‌کند و سطح احتمال آن نشان‌دهنده فرضیه صفر نرمال بودن است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

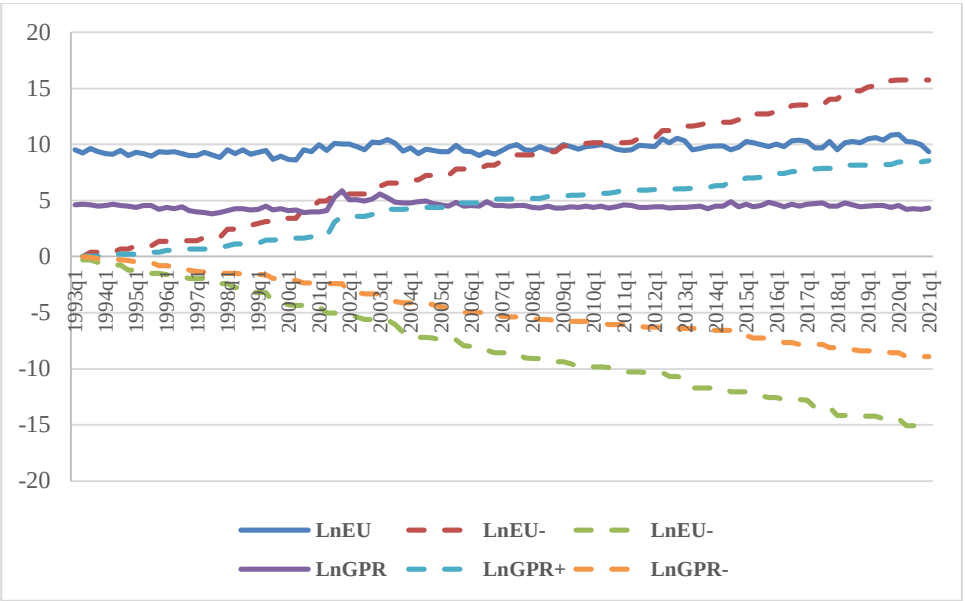
جدول (۲): ضریب همبستگی بین متغیرهای اصلی تحقیق

	متغیر		
متغیر	LnRent	LnGPR	LnEU
LnRent	۱		
LnGPR	۰/۱۲۲	۱	
LnEU	-۰/۱۰۹	۰/۳۲۵	۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]



شکل (۴): شوک‌های افزایشی و کاهشی شاخص‌های جهانی LnGPR و LnEU
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۲-۳. روش تحقیق

در این مطالعه به‌منظور بررسی آثار نامتقارن شوک‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک و نااطمینانی اقتصادی بر رانت نفت در ایران از یکی از روش‌های تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (NARDL) بهره‌گیری شده است. مدل ARDL نامتقارن به کار رفته در این تحقیق یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. این تکنیک توسط شین و همکاران (Shin et al., 2011) توسعه یافت و درواقع گسترش‌یافته مدل ARDL خطی است که توسط پسران و همکاران (Pesaran et al., 2003) ارائه شده است. روش NARDL نیز همانند روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های آزمون هم‌انباشتگی مزیت‌هایی دارد. اول اینکه می‌توان این آزمون را، صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) و I(0) یا ترکیبی از هر دو باشند، به کار برد. دوم اینکه، این روش پویایی‌های کوتاه‌مدت را در بخش تصحیح خطا وارد نمی‌کند (Banerji et al.,

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

(1993. سومین مزیت آن است که این روش را می‌توان با تعداد مشاهدات اندک نیز به کار برد (Narayan & Narayan, 2004: 102) و در نهایت این‌که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است (Alam & Quazy, 2003: 93).

حال با واردکردن تکانه‌های مثبت و منفی متغیر شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک (GPR) و نااطمینانی اقتصادی (EU) در یک ARDL(p,q)، به مدل NARDL(p,q) (ARDL غیرخطی)، به‌صورت زیر دست خواهیم یافت:

$$\mathrm{LnRent_t} = \sum_{j=1}^{p} \phi_j \mathrm{LnRent_{t-j}} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_{1j}^{+} \mathrm{LnGPR_{t-j}^{+}} + \theta_{1j}^{-} \mathrm{LnGPR_{t-j}^{-}} + \theta_{2j}^{+} \mathrm{LnEU_{t-j}^{+}} + \theta_{2j}^{-} \mathrm{LnEU_{t-j}^{-}} + \theta_3 \mathrm{REA_{t-j}} + \theta_4 \mathrm{LnOilQ_{t-j}}) + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

که در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، φ_j ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته، θ_{ij}^{+} و θ_{ij}^{-} ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر وابسته و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است.

هر رابطه بلندمدت در مدل ARDL(p,q)، یک ECM کوتاه‌مدت دارد که دست‌یابی به آن، تعادل را تضمین می‌کند (گل‌خندان، ۱۳۹۵). شایان ذکر است که در صورت تأیید رابطه هم‌جمعی، وجود رابطه نامتقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت به‌وسیله آزمون والد بررسی می‌شود.

٤. تجزیه‌وتحلیل نتایج تجربی

قبل از انجام آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها باید مطمئن شویم که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه مانایی بیشتر از I(1) نیستند. اگر متغیرهای مدل، مانا از درجه دو یعنی I(2) یا بیش‌تر باشند، مقدار آماره F محاسبه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۳) به هنگام بررسی وجود رابطه هم‌انباشتگی، قابل‌اعتماد نیست. بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون‌ها، درجه مانایی متغیرهای مدل تعیین شود. در این مطالعه برای تعیین درجه مانایی متغیرهای مدل، از آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP استفاده شده است. خلاصه‌ی نتایج این آزمون‌ها با وجود متغیرهای عرض از مبدأ و روند زمانی در جدول (۳) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که کلیه متغیرها به‌جز شوک‌های مثبت شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی ($\mathrm{LnEU^{+}}$) و شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی، در سطح نامانا می‌باشند و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند. بنابراین،

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

به دلیل عدم مانایی متغیرهای مورد استفاده از یک درجه (یعنی I(0) و I(1) بودن متغیرها) و با توجه به این‌که هیچ‌کدام از متغیرهای مدل مانا از درجه‌ی دو یعنی I(2) نیستند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها برای بررسی وجود و یا فقدان رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده کرد. نتایج سایر آزمون‌های مانایی مانند آزمون ریشه واحد KPSS و نقطه شکست[1] (BP) نیز نتایج به‌دست‌آمده را تأیید می‌کنند که این نتایج به دلیل صرفه‌جویی ارائه نشده‌اند.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های ریشه واحد ADF و PP

متغیر	نام آزمون		متغیر	نام آزمون		درجه مانایی
	ADF (Prob)	PP (Prob)		ADF (Prob)	PP (Prob)	
LnRent	-۱/۹۸۱ (۰/۶۰۵)	-۳/۱۶۱* (۰/۰۹۹)	Δ(LnRent)	-۴/۰۸۳*** (۰/۰۰۹)	-۹/۴۷۴*** (۰/۰۰۰)	I(1)
$LnGPR^+$	-۱/۵۲۲ (۰/۸۱۶)	-۱/۶۶۲ (۰/۷۶۱)	$\Delta(LnGPR^+)$	-۸/۹۸۱*** (۰/۰۰۰)	-۸/۹۱۳*** (۰/۰۰۰)	I(1)
$LnGPR^-$	-۱/۹۸۱ (۰/۶۰۵)	-۱/۶۳۴ (۰/۷۷۳)	$\Delta(LnGPR^-)$	-۱۲/۳۷۲*** (۰/۰۰۰)	-۱۲/۷۷۶*** (۰/۰۰۰)	I(1)
$LnEU^+$	-۳/۸۸۱** (۰/۰۱۶)	-۳/۸۴۵** (۰/۰۱۸)	$\Delta(EU^+)$	-	-	I(0)
$LnEU^-$	-۲/۶۸۲ (۰/۲۴۶)	-۲/۳۴۹ (۰/۴۰۴)	$\Delta(GPR^-)$	-۱۳/۴۲۷*** (۰/۰۰۰)	-۱۴/۰۷۸*** (۰/۰۰۰)	I(1)
REA	-۴/۰۲۴** (۰/۰۱۱)	-۳/۸۶۲** (۰/۰۱۷)	Δ(REA)	-	-	I(0)
LnOilQ	-۱/۹۸۳ (۰/۵۷۸)	-۱/۸۰۸ (۰/۶۷۷)	Δ(LnOilE)	-۸/۸۹۴*** (۰/۰۰۰)	-۹/۱۱۳*** (۰/۰۰۰)	I(1)

* وقفه انتخابی برای آماره آزمون ADF توسط معیار شوارتز با حداکثر طول ۱۲ وقفه انتخاب شده است و علامت Δ، به تفاضل اشاره دارد. علامت‌های ***، ** و * نیز به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌منظور استفاده از مدل NARDL بایستی وجود هم‌انباشتگی نامتقارن (غیرخطی) بین متغیرهای مدل ثابت شود. تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران با استفاده از دو آزمون

1. Point Break

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

کلی کرانه‌های F (که توسط نارایان (Narayan, 2005) متناسب با حجم نمونه اصلاح شده است) و آزمون کرانه‌های t انجام می‌شود. در این تحلیل، دو کرانه بحرانی ارائه شده است؛ کرانه بالایی برای سری‌های زمانی I(1) و کرانه پایینی برای سری‌های I(0). چنانچه مقدار آماره‌های F و t محاسبه‌شده از مقدار کرانه بالایی بیشتر باشد، فرض صفر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود؛ و چنانچه مقدار F کمتر از کرانه پایینی باشد، فرض صفر رد نمی‌شود و درصورتی‌که آماره F درون محدوده‌ها قرار گیرد، نمی‌توان نتیجه‌ای گرفت مگر اینکه درجه انباشتگی متغیرها را بدانیم (Pesaran et al., 2001: 290). به‌تازگی در این زمینه آزمون دیگری توسط سام و همکاران (Sam et al., 2019) (کرانه‌های F والد) ارائه شده است که در آن لزومی به این‌که متغیر وابسته I(1) باشد (با توجه به این موضوع که در مطالعه حاضر متغیر وابسته بر اساس آزمون PP در سطح ۱۰ درصد I(0) است)، نیست و در کنار دو آزمون ارائه‌شده توسط پسران و همکاران یک نتیجه‌گیری واضح در مورد وضعیت هم‌انباشتگی ارائه می‌دهد. اگر هر سه آزمون (آزمون F کلی بر روی سطح با وقفه متغیرها، آزمون t بر روی سطح با وقفه متغیر وابسته و آزمون F بر روی سطوح با وقفه متغیر(های) مستقل) معنی‌دار باشند، می‌توان نتیجه گرفت که هم‌انباشتگی وجود دارد. اگر آزمون F کلی و آزمون t بر روی سطح با وقفه متغیر وابسته معنادار باشد، اما آزمون F روی وقفه متغیر(های) مستقل معنادار نباشد، این مورد نشان‌گر «متغیر(های) مستقل با وقفه منحط»[1] است. احتمال دیگر زمانی است که آزمون F کلی و آزمون F بر روی سطوح با وقفه متغیر(های) مستقل معنی‌دار باشند، اما برای آزمون t بر روی سطح با وقفه متغیر وابسته معنادار نباشد. این مورد نشان‌گر یک «متغیر وابسته با وقفه منحط»[2] است. هر یک از موارد منحط نشان‌گر عدم وجود هم‌انباشتگی خواهد بود. بنابراین هر سه آزمون باید برای رسیدن به یک نتیجه معتبر اعمال شوند (Sam et al., 2019: 131).

1. Degenerate Lagged Independent Variable(s) Case
2. Degenerate Lagged Dependent Variable

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

بر اساس نتایج جدول (۴) مقدار آماره محاسبه‌شده در هر سه آزمون از کرانه بالایی مقادیر بحرانی ارائه‌شده آن‌ها بزرگ‌تر است؛ که این نشان‌گر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل است.

جدول (۴): نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌ها

نام آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح معناداری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
		مقادیر بحرانی پسران و همکاران (Pesaran et al., 2001)			
آزمون کرانه‌های t رگرسورها	آماره t	-۶/۰۸۱***	٪۱۰	-۲/۵۷	-۴/۰۴
			٪۵	-۲/۸۶	-۴/۳۸
			٪۱	-۳/۴۳	-۴/۹۹
		مقادیر بحرانی نارایان (Narayan, 2005)			
آزمون کلی کرانه‌های F	آماره F	۸/۲۵۸***	٪۱۰	۲/۲۴	۳/۳۸
			٪۵	۲/۶۳	۳/۸۷
			٪۱	۳/۴۶	۴/۹۷
		مقادیر بحرانی سام و همکاران (Sam et al., 2019)			
آزمون کرانه‌های F رگرسورها	آماره F والد	۱۴/۱۱۹***	٪۱۰	۱/۸۶	۳/۳۵
			٪۵	۲/۲۳	۳/۹۰
			٪۱	۳/۰۲	۵/۰۷

* علامت *** معناداری در سطح ۱ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت نامتقارن بین متغیرهای مدل، نوبت به برآورد این رابطه می‌رسد. در جدول (۵) نتایج برآورد نامتقارن پویای تعدیلات رانت نفت به روش NARDL گزارش شده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

جدول (۵): برآورد نامتقارن پویای تعدیلات رانت نفت[۱]

متغیر وابسته: Δ(LnRent)			
متغیر	ضریب	انحراف معیار	نسبت t (احتمال)
constant	۲/۸۷۹***	۰/۲۴۱	۱۱/۹۲۷ (۰/۰۰۰)
LnRent(-1)	-۰/۸۸۵***	۰/۱۹۹	-۴/۴۳۹ (۰/۰۰۰)
$LnGPR^{+}$(-1)	۰/۲۴۵***	۰/۰۶۶	۳/۷۲۱ (۰/۰۰۰)
$LnGPR^{-}$(-1)	-۰/۱۴۹**	۰/۰۶۴	-۲/۳۲۲ (۰/۰۲۲)
$LnEU^{+}$(-1)	-۰/۳۵۶***	۰/۰۷۲	-۴/۰۹۶ (۰/۰۰۰)
$LnEU^{-}$(-1)	۰/۲۹۶	۰/۲۶۵	۱/۱۱۸ (۰/۲۷۴)
LnREA(-1)	۰/۰۶۱***	۰/۰۱۷	۳/۵۵۱ (۰/۰۰۱)
LnOilQ(-1)	۰/۲۴۹**	۰/۰۹۸	۲/۵۳۶ (۰/۰۱۳)
ΔLnRent(-1)	۰/۸۵۹*	۰/۴۹۲	۱/۸۱۸ (۰/۰۷۲)
$\Delta LnGPR^{+}$	۰/۵۱۲**	۰/۲۳۹	۲/۱۴۶ (۰/۰۳۴)
$\Delta LnGPR^{+}$(-1)	۰/۱۸۸**	۰/۰۹۳	۲/۰۳۱ (۰/۰۴۵)
$\Delta LnGPR^{+}$(-2)	۰/۰۳۱*	۰/۰۱۶	۱/۹۷۲ (۰/۰۵۲)
$\Delta LnGPR^{-}$	-۰/۲۰۱***	۰/۰۵۳	-۳/۷۷۵ (۰/۰۰۰)
$\Delta LnGPR^{-}$(-1)	-۰/۰۶۸*	۰/۰۴۱	-۱/۶۶۸ (۰/۰۹۸)
$\Delta LnEU^{+}$	-۰/۷۸۱***	۰/۲۶۱	-۳/۰۰۱ (۰/۰۰۳)
ΔEU^{+}(-1)	-۰/۲۵۵***	۰/۰۷۹	-۳/۲۱۹ (۰/۰۰۱)
$\Delta LnEU^{-}$	۰/۱۸۸**	۰/۰۸۱	۲/۳۱۸ (۰/۰۲۲)
ΔLnREA	۰/۰۵۱***	۰/۰۱۷	۲/۹۶۴ (۰/۰۰۴)
ΔLnREA(-1)	۰/۰۰۹***	۰/۰۰۳	۳/۳۶۵ (۰/۰۰۱)
ΔLnOilQ	۰/۱۶۵*	۰/۰۸۷	۱/۸۸۵ (۰/۰۶۲)

۱. نتایج مربوط به وقفه‌های کوتاه‌مدت که از نظر آماری از معناداری لازم برخوردار نبوده‌اند، در این جدول گزارش نشده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

ادامه جدول (۵): برآورد نامتقارن پویای تعدیلات رانت نفت[۱]

متغیر	ضریب	انحراف معیار	نسبت t (احتمال)
اثرات بلندمدت			
L^{+}_{LnGPR}	۰/۲۷۷***(۰/۰۰۰)	L^{+}_{LnEU}	-۰/۴۰۲***(۰/۰۰۰)
L^{-}_{LnGPR}	-۰/۱۶۸**(۰/۰۳۸)	L^{-}_{LnEU}	۰/۳۳۴ (۰/۴۲۱)
L_{OilQ}	۰/۲۸۱***(۰/۰۰۰)	L_{REA}	۰/۰۶۸***(۰/۰۰۰)
آزمون‌های تشخیصی			
نرمالیتی	۰/۴۲۵ (۰/۸۰۹)	واریانس ناهمسانی	۰/۶۸۷ (۰/۶۹۷)
خودهمبستگی	۰/۶۳۵ (۰/۵۴۳)	فرم تبعی مناسب	۰/۱۴۹ (۰/۷۶۵)
آزمون‌های والد جهت بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت			
$W_{LR,LnGPR}$	۱۶/۶۱۸***(۰/۰۰۰)	$W_{LR,LnEU}$	۱۴/۴۲۵***(۰/۰۰۰)
$W_{SR,LnGPR}$	۷/۴۷۵***(۰/۰۰۶)	$W_{SR,LnEU}$	۹/۷۶۱***(۰/۰۰۲)

* علامت‌های***، ** و * به ترتیب معناداری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج تجربی جدول (۵)، ضریب وقفه متغیر وابسته مدل یعنی LnRent(-1) که به جزء تصحیح خطای نامتقارن اشاره دارد، منفی و در سطح ۱درصد معنادار است. این بدان معنی است که مکانیزم اصلاح خطای بلندمدت در کوتاه‌مدت کار می‌کند و سیستم در مواجهه با هرگونه جهش غیرقابل پیش‌بینی از سطح بلندمدت می‌تواند در کوتاه‌مدت اصلاح شود. مقدار این ضریب ۰/۸۸۵- برآورد شده است که این موضوع را بیان می‌کند که در هر مقطع فصلی حدود ۸۹درصد از خطای بلندمدت اصلاح می‌شود و روند اصلاح از سرعت بسیار بالایی برخوردار است.

ضریب بلندمدت شوک‌های مثبت شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک ($LnGPR^{+}(-1)$)، مثبت و معنادار و در مقابل ضریب بلندمدت شوک‌های منفی شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک ($LnGPR^{-}(-1)$)، منفی و معنادار است. بر این اساس، اثرات بلندمدت این شوک‌ها بعد از نرمالیزه

۱. نتایج مربوط به وقفه‌های کوتاه‌مدت که از نظر آماری از معناداری لازم برخوردار نبوده‌اند، در این جدول گزارش نشده است.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

کردن (که با تقسیم ضریب برآوردی بر منفی ضریب وقفه متغیر وابسته مدل یعنی LnRent(-1) به‌دست می‌آید) به ترتیب ۰/۲۷۷ و ۰/۱۶۸- برآورد شده است؛ به این معنا که با فرض ثبات سایر متغیرها و در بلندمدت، یک‌درصد افزایش در شاخص جهانی GPR، سهم رانت نفت از GDP را در ایران حدود ۰/۲۸ درصد افزایش و یک‌درصد کاهش در آن، این سهم را حدود ۰/۱۷ درصد کاهش می‌دهد. این نتیجه‌گیری به وضوح بیان‌گر اثر نامتقارن شوک‌های شاخص جهانی GPR بر رانت نفت در ایران است؛ به‌گونه‌ای که میزان اثرگذاری شوک‌های مثبت آن از شوک‌های منفی، بزرگ‌تر است. بر اساس این نتایج به نظر می‌رسد که GPR با افزایش قیمت نفت ناشی از افزایش تقاضا و یا کمبود عرضه، رانت نفت در ایران را افزایش می‌دهد. از بعد تقاضا، با وقوع بحران‌ها، تنش‌ها و جنگ‌های بین‌المللی، بازار نفت به‌عنوان یک پناهگاه امن عمل می‌کند و با افزایش تقاضا برای نفت به‌منظور اهداف پیشگیرانه، سوداگرانه و نظامی منجر به افزایش قیمت نفت و بازدهی مثبت آن می‌شود؛ از طرفی، از بعد عرضه، کاهش تولید نفت ناشی از شوک‌های ریسک ژئوپلیتیک منجر به کاهش عرضه نفت از سوی کشورهای صادرکننده نفت و بالطبع افزایش قیمت نفت می‌شود. دلیل این عدم تقارن نیز می‌تواند به این علت باشد که میزان اثرپذیری افزایشی و کاهشی قیمت نفت از ریسک ژئوپلیتیک جهانی متفاوت است که این موضوع ناشی از اثرگذاری غیریکسان GPR بر عرضه و تقاضای نفت در این دو حالت است.

ضریب بلندمدت شوک‌های مثبت شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی ($LnEU^{+}(-1)$) منفی و ضریب شوک‌های منفی آن ($LnEU^{-}(-1)$)، مثبت است؛ اما ضریب شوک‌های منفی از معنی‌داری لازم برخوردار نیست. بر این اساس، اثر بلندمدت شوک‌های مثبت شاخص جهانی EU، ۰/۴۰۲- برآورد شده است؛ به این معنا که با فرض ثبات سایر متغیرها و در بلندمدت، یک‌درصد افزایش در شاخص جهانی EU، سهم رانت نفت از GDP را در ایران حدود ۰/۴۰ درصد کاهش می‌دهد. این نتیجه نیز بیان‌گر اثر نامتقارن شوک‌های شاخص جهانی EU بر رانت نفت در ایران است؛ به‌گونه‌ای که اثرگذاری شوک‌های مثبت آن معنادار و اثرگذاری شوک‌های منفی، بی‌معنا است. به نظر می‌رسد که افزایش نااطمینانی سیاست اقتصادی در کشورهای واردکننده نفت بر اجزای

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

اقتصاد (سرمایه‌گذاری، اشتغال، رشد)، تأثیر منفی گذاشته و با کاهش تقاضا، قیمت نفت را کاهش دهد. کاهش در قیمت جهانی نفت نیز منجر به کاهش رانت نفت در ایران می‌شود.

اثر بلندمدت شاخص جهانی فعالیت واقعی اقتصادی ((REA(-1)) نیز مطابق انتظار مثبت و معنادار است؛ ضریب بلندمدت برآوردی این متغیر ۰/۰۶۱ و بر اساس آن اثر بلندمدت، ۰/۰۶۸ برآورد شده است که نشان می‌دهد افزایش جهانی فعالیت واقعی اقتصادی با افزایش تقاضای نفت، رانت حاصل از درآمدهای نفتی را افزایش می‌دهد. اثر بلندمدت تولید نفت ((LnOilQ(-1)) نیز مطابق انتظار مثبت و معنادار است؛ به‌گونه‌ای که با فرض ثبات سایر متغیرها و در بلندمدت، یک‌درصد افزایش در تولید نفت خام، سهم رانت نفت از GDP را در ایران حدود ۰/۲۸ درصد افزایش می‌دهد.

ضریب کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک ($\Delta LnGPR^{+}$)، مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت یک‌درصد افزایش در شاخص جهانی GPR، سهم رانت نفت از GDP را در ایران حدود ۰/۵۱ درصد افزایش می‌دهد. بر این اساس می‌توان گفت که اثر کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک از اثرات بلندمدت آن بزرگ‌تر است و به‌سرعت به سطح بلندمدت خود کاهش می‌یابد. همین وضعیت برای شوک‌های منفی شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک ($\Delta LnGPR^{-}$) نیز برقرار است. در کوتاه‌مدت نیز وقفه‌های نخست و دوم شوک‌های مثبت شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک و وقفه نخست شوک‌های منفی شاخص جهانی ریسک ژئوپلیتیک همانند اثر کوتاه‌مدت (وقفه صفر) به ترتیب اثر مثبت (و معنادار) و منفی (و معنادار) اما با شدت کمتر (کاهش یافته) بر سهم رانت نفت از GDP داشته‌اند.

ضریب کوتاه‌مدت شوک‌های مثبت شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی ($\Delta LnEU^{+}$)، همانند بلندمدت، منفی و معنادار است و نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت یک‌درصد افزایش در شاخص جهانی EU، سهم رانت نفت از GDP را در ایران حدود ۰/۷۸ درصد کاهش می‌دهد. در مقابل، ضریب کوتاه‌مدت شوک‌های منفی شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی ($\Delta LnEU^{-}$)، بر خلاف

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

بلندمدت، معنادار و از علامت منفی برخوردار است. بر این اساس می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت یک‌درصد کاهش در شاخص جهانی EU، سهم رانت نفت از GDP را در ایران حدود ۰/۱۹ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه بیان‌گر عدم تقارن اثرات EU بر رانت نفت در ایران در کوتاه‌مدت است. بر اساس سایر نتایج نیز در کوتاه‌مدت فعالیت حقیقی اقتصاد جهانی و تولید نفت، به مانند بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر سهم رانت نفت از GDP در ایران داشته‌اند.

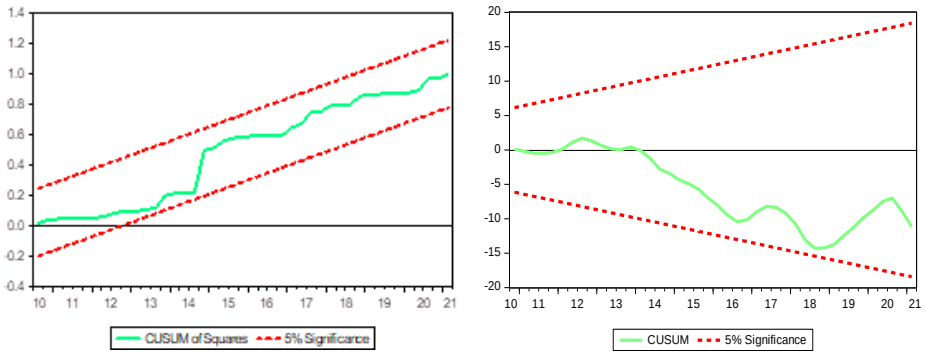
بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیصی ارائه‌شده در جدول (۵)، مدل از لحاظ فروض کلاسیک با مشکلی روبه‌رو نیست و فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی، عدم وجود خودهمبستگی سریالی، توزیع نرمال و وجود فرم تبعی مناسب رد نمی‌شود و بنابراین اعتبار نتایج تأیید می‌گردد.

در قسمت انتهایی جدول (۵) نتایج آزمون‌های والد جهت بررسی عدم تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت شوک‌های شاخص‌های جهانی GPR و EU ارائه شده است. بر اساس این نتایج، فرضیه صفر برابری شوک‌های مثبت و منفی شاخص‌های جهانی GPR و EU، هم در دوره‌ی زمانی کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، رد و رابطه نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت این دو متغیر با رانت نفت نتیجه‌گیری می‌شود. به‌منظور بررسی و آزمون ثبات ساختاری مدل نیز از آماره‌های پسماندهای تجمعی[1] (CUSUM) و مجذور پسماندهای تجمعی[2] (CUSUMQ) استفاده شده است (شکل (۵)). بر اساس این شکل، نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور آن بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته است که این موضوع نشان‌گر پایداری مدل در بلندمدت است.

1. Cumulative Sum (CUSUM)
2. Cumulative Sum of Squares (CUSUMQ)

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]



شکل (۳): بررسی ثبات ساختاری مدل
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی تجربی تأثیر نامتقارن شاخص‌های جهانی ریسک ژئوپلیتیک (GPR) و نااطمینانی اقتصادی (EU) بر رانت نفت در ایران با بهره‌گیری از داده‌های فصلی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۳:۱-۲۰۲۱:۱ انجام شده است. به این منظور شاخص جهانی GPR با استفاده از مطالعه کالدارا و یاکوویلو (۲۰۱۸) و شاخص جهانی EU با استفاده از مطالعه اهیر و همکاران (۲۰۱۸) مورد استفاده قرار گرفته‌اند. نحوه ساخت شاخص GPR بر اساس پوشش روزنامه‌ای تنش‌های ژئوپلیتیکی و نحوه ساخت شاخص EU مبتنی بر فراوانی واژه نااطمینانی (و انواع آن) در گزارش‌های کشوری واحد اطلاعات اکونومیست است. متغیرهای میزان تولید نفت خام و شاخص جهانی فعالیت واقعی اقتصادی که توسط کیلیان (۲۰۱۹) معرفی شده است نیز به‌عنوان متغیرهای کنترل وارد مدل شده‌اند. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های تعمیم‌یافته سام و همکاران (۲۰۱۹)، وجود رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن قوی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند. نتایج برآورد مدل به روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) نشان می‌دهد که در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر شوک‌های مثبت GPR بر سهم رانت نفت از GDP، مثبت و معنادار و این اثرگذاری برای شوک‌های منفی GPR، منفی و معنادار است. همچنین، میزان اثرگذاری شوک‌های مثبت GPR بر سهم رانت نفت از GDP، بزرگ‌تر از میزان اثرگذاری شوک‌های منفی

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]
[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

GPR است (تأیید اثر نامتقارن GPR). در مورد شاخص جهانی نااطمینانی اقتصادی نیز نتایج برآورد نشان می‌دهد که شوک‌های مثبت EU، در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر منفی و معنادار و شوک‌های منفی EU، در بلندمدت اثر بی‌معنا و در کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنادار بر سهم رانت نفت از GDP داشته است (تأیید اثر نامتقارن EU). نتایج آزمون والد نیز رابطه نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت این دو متغیر با رانت نفت را تأیید می‌کند. بر اساس سایر نتایج، افزایش میزان تولید نفت و شاخص جهانی فعالیت واقعی اقتصادی مطابق انتظار تئوریکی اثر مثبت و معنادار بر سهم رانت نفت از GDP داشته‌اند. گرچه واضح است که سطح ریسک ژئوپلیتیک و نااطمینانی اقتصادی در جهان خارج از کنترل سیاست‌گذاران کشور است، اما نتایج این پژوهش می‌تواند به ارائه یک نتیجه روشن در زمینه اثرگذاری سطح ریسک ژئوپلیتیک و نااطمینانی اقتصادی بر رانت نفت در ایران کمک کند. به این صورت که سیاست‌گذاران کشور می‌توانند با رصد وقایع مرتبط با ریسک ژئوپلیتیک و نااطمینانی اقتصادی در جهان و در نظر داشتن نحوه اثرگذاری این وقایع بر رانت نفت در کشور مطابق با نتایج حاصل از این پژوهش، سیاست‌های اقتصادی مناسب را در جهت کنترل و مدیریت درآمدهای ارزی ناشی از فروش نفت اتخاذ کنند.

منابع

تک‌روستا، علی، مهاجری، پریسا، محمدی، تیمور، شاکری، عباس، قاسمی، عبدالرسول (۱۳۹۸). تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت نفت با تأکید بر ریسک سیاسی کشورهای عضو اوپک. *تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، ۱۰(۳۷): ۱۳۸-۱۰۵.

جمالی، لیلا، موسوی، نعمت‌اله، امینی‌فرد، عباس (۱۴۰۰). بررسی تأثیر اجلاس اوپک بر درآمدهای نفتی ایران (رهیافت مدل ترکیبی SVAR-Quantile). *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۱۰(۳۷)، ۲۶۵-۲۳۵.

دادگر، معصومه، ورهرامی، ویدا، موسوی، میرحسین (۱۴۰۱). اثر شاخص فعالیت واقعی اقتصادی جهانی بر شاخص سهام ایران. *اقتصاد و تجارت نوین*، ۱۷(۳)، ۶۲-۳۵.

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

سالک، نوید، خورسندی، مرتضی، فریدزاد، علی، قاسمی، عبدالرسول، محمدی، تیمور (۱۴۰۱). بررسی نقش عوامل بنیادین بازار در قیمت جهانی نفت. *مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۸(۷۵)، ۳۵-۸۲.

شمس‌الاحرار فرد، فاطمه، احمدیان، مجید، بهرادمهر، نفیسه، مهرآرا، محسن، عبدلی، قهرمان (۱۳۹۹). نقش عامل‌های توسعه مالی در چگونگی اثرگذاری قیمت نفت بر روی رانت نفت و رانت گاز در ایران. *پژوهش‌های اقتصادی*، ۲۰(۴)، ۱۷۷-۲۰۴.

فهیمی‌دوآب، رضا، صباحی، احمد، مهدوی عادلی، محمدحسین، سیفی، احمد (۱۳۹۳). بررسی نحوه تعیین قیمت نفت خام میان دو سازمان OPEC و OECD با استفاده از مدل تئوری بازی‌ها و روش جوهانسون- جوسیلیوس. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۳(۱۲)، ۹۰-۶۰.

محمدیان، جمال، ذوالقدر، مالک، پرتوی، اصغر. (۱۴۰۰). نقش و جایگاه نفت و اثرات اقتصادی و سیاسی آن بر جامعه ایران. *پژوهش‌های سیاسی و بین‌المللی*، ۱۲(۴۹)، ۳۸۸-۳۷۱.

Ahir, H., Bloom, N. & Furceri, D. (2018). The World Uncertainty Index. Available at SSRN3275033.

Akaev, A. A., Sadovnichii, V. I. & Korotaev, A. V. (2011). Huge Rise in Gold and Oil Prices as a Precursor of a Global Financial and Economic Crisis. *Doklady Mathematics*, 83(2), 243-246. doi:10.1134/S1064562411020372

Alam, M.I. & Quazy, R.M. (2003). Determinant of Capital flight: An Eonometric Case Study of Bangladesh, *Review of Applied Economics*, 17, 85-103. https://doi.org/10.1080/713673164

Aloui, D., Benkraiem, R., Guesmi, K. & Mzoughi, H. (2023). Managing Natural Resource Prices in a Geopolitical Risk Environment. *Resources Policy*, 83. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103628

Anser, M.K., Syed, Q.R., Lean, H.H., Alola, A.A. & Ahmad, M. (2021). Do economic policy uncertainty and geopolitical risk lead to environmental degradation? Evidence from emerging economies, *Sustainability*, 13(11), 5866. https://doi.org/10.3390/su13115866

Antonakakis, N., Gupta, R., Kollias, C. & Papadamou, S. (2017). Geopolitical Risks and the Oil-Stock Nexus over 1899–2016. Finance Res. Lett. 23, 165-173. Available at. www.resourcepanel.org/reports/global-resources-outlook.

Babalos, V., Stravoyiannis, S. & Gupta, R. (2015). Do Commodity Investors Herd? Evidence from a Time-Varying Stochastic Volatility Model. *Resources Policy*, 46, 281-287. doi:10.1016/j.resourpol.2015.10.011

Baker, S.R., Bloom, N. & Davis, S.J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

Balcilar, M., Gupta, R. & Pierdzioch, C. (2016). Does Uncertainty Move the Gold Price? New Evidence from a Nonparametric Causality-in-Quantiles Test. *Resource Policy*, 49, 74-80. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2016.04.004

Banerji, A., Dolado, J., Galbraith, J.W. & Hendry, D.F. (1993). Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data, Oxford University Press.

Basak, S., & Pavlova, A. (2016). A Model of Financialization of Commodities. *Journal of Finance*, 71, 1511-1556. doi:10.1111/jofi.12408

Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. https://doi.org/10.3982/ECTA6248

Caldara, D. & Iacoviello, M. (2018). Measuring Geopolitical Risk. FRB International Finance Discussion Paper (1222), 1-66. https://doi.org/10.3982/ECTA6248

Chai, J., Guo, J. E., Meng, L. & Wang. S. Y. (2011). Exploring the Core Factors and Its Dynamic Effects on Oil Price: An Application on Path Analysis and BVAR-TVP Model. *Energy Policy*, 39(12): 8022-8036. doi:10.1016/j.enpol.2011-.09.057

Cifarelli, G. & Paladino. G. (2010). Oil Price Dynamics and Speculation: A Multivariate Financial Approach. *Energy Economics*, 32(2), 363372. doi:10.1016/j.eneco.2009.08.014

Cunado, J., Gupta, R., Lau, C.K.M. & Sheng, X. (2019). Time-Varying Impact of Geopolitical Risks on Oil Prices. *Defence and Peace Economics*, 31(6), 692–706. https://doi.org/10.1080/10242694.2018.1563854

Dakhlaoui, I. & Aloui, C. (2016). The Interactive Relationship between the US Economic Policy Uncertainty and BRIC Stock Markets. International Economics, 146, 141-157. https://doi.org/10.1016/j.inteco.2015.12.002

Ding, T., Li, H., Tan, R. & Zhao, X. (2023). How does geopolitical risk affect carbon emissions? An empirical study from the perspective of mineral resources extraction in OECD countries. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103983

Dogan, E., Majeed, M.T. & Luni, T. (2021). Analyzing the impacts of geopolitical risk and economic uncertainty on natural resources rents. *Resources Policy*, 72. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2021.102056

Ewodo-Amougou, M.R., Sapnken, F.E., Mfetoum, I.M. & Tamba, J.G. (2023). Analysis of the Relationship between Oil Rent and Crude Oil Production in Cameroon: Evidence from ARDL and NARDL Models. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103891

Fattouh, B., Kilian, L. & Mahadeva, L. (2013). The Role of Speculation in Oil Markets: What Have We Learned so Far? *The Energy Journal*, 34, 7-33. doi:10.5547/ISSN0195-6574-EJ

Granger, C.W. & Yoon, G. (2002). Hidden Co-integration, University of California, Working Paper.

Hamilton, J. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91, 228-248. doi:10.1086/261140

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

Hamilton, J. (2003). What Is an Oil Shock? Journal of Econometrics, 113, 363-396. doi:10.1016/S0304-4076(02)00207-5

Hamilton, J. (2009). Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007–08. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 215–261. doi:10.1353/eca.0.0047

Hooker, M. (1996). What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213. doi:10.1016/S0304-3932(96)01281-0

Jo¨ets, M., Mignon, V. & Razafindrabe, T. (2017). Does the Volatility of Commodity Prices Reflect Macroeconomic Uncertainty? *Energy Economics*, 68, 313-326. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.09.017

Kjärstad, J., & Johnsson, F. (2009). Resources and Future Supply of Oil. *Energy Policy*, 37(2), 441-464. doi:10.1016/j.enpol.2008.09.056

Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-1069. doi:10.1257/aer.99.3.1053

Kilian, L. & Zhou, X. (2018). Modeling Fluctuations in the Global Demand for Commodities. *Journal of International Money and Finance*, 88(C), 54-78. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.07.001

Lescaroux, F. (2009). On the Excess Co-movement of Commodity Prices—A Note about the Role of Fundamental Factors in Short-run Dynamics. *Energy Policy*, 37(10), 3906-3913. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2009.05.013

Liu, G. & Zhang, C. (2020). Economic Policy Uncertainty and Firms' Investment and Financing Decisions in China. *China Economic Review*, 63(1). doi:10.1016/j.chieco.2019.02.007

Martina, E., Rodriguez, E. Escarela-Perez, R. & Alvarez-Ramire, J. (2011). Multiscale Entropy Analysis of Crude Oil Price Dynamics. *Energy Economics*, 33(5), 936-947. doi:10.1016/j.eneco.2011.03.012

Monge, M., Gil-Alana, L. A. & Gracia, F. P. (2017). U.S. Shale Oil Production and WTI Prices Behaviors. *Energy*, 141, 12-19. https://doi.org/10.1016/j.energy-.2017.09.055

Narayan, P. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence from Co-integration Tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. doi:10.1080/00036840500278103.

Narayan, P.K. & Narayan, S. (2005). Estimating Income and Price Elasticity's of Imports for Fiji in a Co-integration Framework, *Economic Modeling*, 22, 423-438. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2004.06.004

Nikkinen, J., Saleem, K., Martikainen, M. & Omran, M. (2014). Oil Risk and Asset Returns: Evidence from Emerging Markets in the Middle East. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50(s3): 169-189. doi:10.2753/REE1540-496X5003S310

Olanipekun, I. O., & Alola, A. A. (2020). Crude Oil Production in the Persian Gulf Amidst Geopolitical Risk, Cost of Damage and Resources Rents: Is There Asymmetric Inference? *Resources Policy*, 16. https://doi.org/10.1016/j.reso-urpol.2020.10187

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

Omar, A.M., Wisniewski, T.P. & Nolte, S. (2017). Diversifying Away the Risk of War and Cross-Border Political Crisis. *Energy Economics*, 64, 494-510. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2016.02.015

Pan, L., Wang, Y., Sun, X., Sadiq, M. & Degestani, A. (2023). Natural Resources: A Determining Factor of Geopolitical Risk in Russia? Revisiting Conflict-Based Perspective. *Resources Policy*, 85. https://doi.org/10.1016/j.resourpol-.2023.104033

Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level rRlationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(20), 289-326. doi:10.1002/jae.616

Salem, L.B., Nouira, R., Jeguirim, K. & Rault, C. (2022). The Determinants of Crude Oil Prices: Evidence from ARDL and Nonlinear ARDL Approaches, *Resources Policy*, 79. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.103085

Sam, C., McNown, R. & Goh, S. (2019). An Augmented Autoregressive Distributed Lag Bounds Test for Co-integration. *Economic Modelling*, 80, 130-141. doi:10.1016/j.econmod.2018.11.001.

Silvennoinen, A., & Thorp, S. (2013). Financialization, Crisis and Commodity Correlation Dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 24, 42-65. doi:10.1016/j.intfin.2012.11.007

Soybilgen, B., Kaya, H. & Dedeoglu, D. (2019). Evaluating the Effect of Geopolitical Risks on the Growth Rates of Emerging Countries. *Economics Bulletin*, 39(1), 717-725.

Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2011). Modeling Asymmetric Co-integration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework, In W. Horrace, & R. Sickles (Eds.), The Festschrift in Honor of Peter Schmidt.: Econometric Methods and Applications (pp. 281-314). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3-9.

Su, C. W., Qin, M., Tao, R. & Moldovan, N. C. (2019): Is Oil Political? From the Perspective of Geopolitical Risk, *Defence and Peace Economics*, 32(4), 451-467. doi: 10.1080/10242694.2019.1708562

Toyoshima, Y., Nakajima, T. & Hamori, S. (2013). Crude Oil Hedging Strategy: New Evidence from the Data of the Financial Crisis. *Applied Financial Economics*, 23(12), 1033-1041. doi:10.1080/09603107.2013.788779.

Yang, L. (2019). Connectedness of Economic Policy Uncertainty and Oil Price Shocks in a Time Domain Perspective. *Energy Economics*, 80, 219-233. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.01.006

Zheng, D., Zhao, C. & Hou, J. (2023). Impact of Geopolitical Risk on the Volatility of Natural Resource Commodity Futures Prices in China. *Resources Policy*, 83. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103568

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175] [Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[Downloaded from qjfep.ir on 2026-11-26]

[DOI: 10.61186/qjfep.12.45.175]